

総供給曲線の勾配に関する国際比較*

黒坂佳央・後藤元之

I. はじめに

「……日本において賃金の動きが他の国に比べてある程度伸縮的であることは確からしいが、このことは必ずしも日本経済のマクロ的パフォーマンスの良さにつながらないということである。あるいは少なくともそれを示すような実証分析は未だ十分に行われていないと言えよう」(植田・吉川[1984] p. 70)と植田・吉川氏は述べている。日本経済におけるフィリップス曲線の勾配が他の先進国のそれと比較して急であることから、日本経済の賃金の伸縮性の高いことが広く指摘されている¹⁾。そこで、他の諸条件が等しいかぎり(ceteris paribus)、賃金の伸縮性が高ければ高いほど総供給曲線の勾配は急になり、需要ショックに対しては量よりも価格が動き、供給ショックに対しては量も価格もあまり動かなくなる。このことが賃金の伸縮性の高さと同様日本経済のマクロ的パフォーマンスの良さを結びつける主張の根拠である²⁾。しかし、総供給曲線の形状はフィリップス曲線の勾配ばかりでなく、オークン係数や価格決定方式にも依存する。したがって、フィリップス曲線以外の要因についての国際比較が十分になされていない現状では、日本の総供給曲線の勾配が国際的にみて急であるかどうかについての結論は不確定といわざるをえないというのが、植田・吉川氏の主

張である。

本稿は日本、アメリカ、西ドイツ、イギリス、フランス、イタリアの6ヶ国のオークン係数とフィリップス曲線の勾配を統一的な方式で計測して、総供給曲線の形状についての国際比較をおこなうことを目的とする³⁾。日本の総供給曲線の勾配が国際的にみてはたして急なのかどうかに関して、1つの解答を試みようとするのが本稿の主旨である。本稿は以下の如く構成される。IIでは総供給曲線の理論的フレーム・ワークと計測方法が手短かに説明される。次にIIIではオークン係数の計測とその要因分解、IVではフィリップス曲線の計測をおこなう。そして、IIIとIVの実証分析の結果をふまえてVでは総供給曲線の勾配の国際比較が試みられる。VIでは異なった角度から間接的な方法にもとづく総供給曲線の勾配の計測をおこない、Vで得られた結果と比較対照する。最後にVIIで本稿で導かれた結論を要約する。

II. 総供給曲線の理論的フレーム・ワークと計測方法

Dornbusch and Fischerはその著名なtextbook(Dornbusch and Fischer [1978])の13章において、総供給曲線の動学版を以下のように導いた。期待インフレ率付フィリップス曲線は(1)式の如く定式化される。

$$\Delta W/W = -\lambda(U - U_N) + \pi^e \quad (1)$$

$\Delta W/W$ は名目賃金変化率(以下 Δ は各変数の差分を示すものとする)、 U は現実の失業率、 U_N は自然失業率、 π^e は期待インフレ率をそれぞれ表わしている。このとき、(1)式において λ がフィリッ

* 本稿の計測に際しては一部、中島健雄(経済企画庁経済研究所システム分析調査室)氏の協力を仰いだ。記して感謝したい。東京経済研究センターの研究助成(黒坂)にも記して感謝したい。

1) フィリップス曲線の国際比較に関しては、島田・細川・清家[1982]、Grubb, Jackman, and Layard[1983]を参照されたい。

2) 中谷[1982] pp. 134-136, 吉田[1985] pp. 36-38を参照されたい。

3) 本稿では後で述べるように、価格上昇率=名目賃金上昇率というきわめて単純な価格決定メカニズムを採用している。

プス曲線の勾配となる。そして、マーク・アップ方式による価格付け、あるいはコブ＝ダグラス型の生産関数と完全競争のもとでの利潤極大条件より導かれる式を対数微分すると、 $\Delta W/W = \pi$ が得られる (π は現実のインフレ率)。ただし、このとき労働生産性の変化率はゼロとする。(1)式の名目賃金変化率を現実のインフレ率に置きかえると、

$$\pi = -\lambda(U - U_N) + \pi^e \quad (1)'$$

となる。(1)'式は Samuelson = Solow の導出した物価版フィリップス曲線である。

次に、失業率の変動を産出量の変化に変換する場合、失業率と GNP との間の経験的関係として知られるオークン法則を用いる。Dornbusch and Fischer はオークン法則を(2)式の如く定式化している。

$$Q - Q_N = -\delta(U - U_N) \quad (2)$$

δ はオークン係数、 Q は現実の産出量、 Q_N は自然失業率の水準に対応する産出量をそれぞれ示している。(2)式を(1)式に代入して整理すると、

$$\pi = (\lambda/\delta) \cdot (Q - Q_N) + \pi^e \quad (3)$$

が得られる。(3)式が Dornbusch and Fischer の導いた動学版総供給曲線である。通常の総供給曲線は物価水準と産出量の組合せであるが、(3)式はインフレ率(物価水準の変化率)と産出量の組合せを示していることから、動学版総供給曲線と呼ぶことができよう。(3)式において、 λ/δ が総供給曲線の勾配となる。総供給曲線の勾配はフィリップス曲線の勾配とオークン係数の逆数の積で表わされることになる。したがって、フィリップス曲線とオークン係数を計測することにより、総供給曲線の勾配が計算できることになる。そこで、フィリップス曲線とオークン係数の計測方法を以下で手短かに説明しよう。

フィリップス曲線はその非線型性を考慮に入れて、(4)式のような形で計測する。

$$\Delta W/W = \gamma_0 + \gamma_1(1/U) + \gamma_2\pi_{-1} \quad (4)$$

(4)式においてインフレ期待は静学的期待にもとづいて形成されるものと仮定している(π_{-1} は1期前の現実のインフレ率である)。(4)式におけるフィリップス曲線の勾配は、 $\gamma_1/U^2 (\partial(\Delta W/W)/\partial U = -\gamma_1/U^2$, ∂ は偏微分を意味する)で表わされる。

次に、オークン係数の計測は Okun の第3の方法を用いて行なうことにする(Okun [1962])⁴⁾。

第3の方法は

$$\log(100 - U) = \beta_0 + \beta_1 \log Q + \beta_2 T \quad (5)$$

で表わされる式を計測して、 $1/\beta_1$ をオークン係数とみなす方法である(log は自然対数を表わしている)。 β_1 は雇用率の産出量弾力性を意味している。10%以下の失業率(いにかえると雇用率が90%以上)のもとでは、雇用率1%の変化は近似的に雇用率の変化率1%を意味する。雇用率1%の上昇(低下)は失業率1%の低下(上昇)であるから、 $1/\beta_1$ はオークン係数(失業率1%の変化が GNP の何%の変化と結びついているかを示す係数)を表わすことになる。Dornbusch and Fischer が(2)式で定式化したオークン法則では、産出量の水準の変化と失業率の変化とが結びつけられているので、(2)式におけるオークン係数 δ は、産出量の変化率と失業率の変化とを結びつける本来のオークン係数とは異なる。(2)式における δ の値は産出量の水準の測定単位から独立ではないので、実証的には(5)式の $1/\beta_1$ をオークン係数として採用する。また、(5)式における T はトレンド変数を表わし、 $|\beta_2/\beta_1|$ は潜在成長率を意味している(Okun [1962] を参照されたい)。

実証的に得られたフィリップス曲線の勾配 γ_1/U^2 とオークン係数 $1/\beta_1$ から、総供給曲線の勾配 $(\gamma_1/U^2) \cdot \beta_1$ が計算できる。この総供給曲線の勾配は Dornbusch and Fischer におけるような産出量の水準とインフレ率の関係ではなく、産出量の変化率とインフレ率の関係を表わすことになる。すなわち、(4)式と(5)式から、

$$\begin{aligned} \Delta\pi / (\Delta Q/Q) &= [\Delta(\Delta W/W) / \Delta U] \cdot \\ & \quad [(\Delta L/L) / (\Delta Q/Q)] \\ & \quad \div (-\gamma_1/U^2) \cdot (-\beta_1) \end{aligned}$$

4) Okun の第3の方法は、失業率、実質 GNP、トレンド変数といった加工の必要のない生のデータを用いて計測できる。これに対し、第2の方法は自然失業率や潜在 GNP の計測が必要となる。失業率を GNP の変化率に直接回帰させる第1の方法も生のデータのみで十分であるが、日本経済の場合この方法によって良好な結果が得られない。計測の簡便性と推定結果の安定性から、第3の方法を採用した。

表1 オークン係数の計測

国	変数	定数項	D1	D2	log Q	T	R ²	DW	S	D1		D2	
日 本		4.3209	-0.0025	-0.0031	0.0271	-0.0025	0.97	1.95	0.0009	1960-61	1	1977-85	1
		(159.38)	(-2.77)	(-3.61)	(10.29)	(-13.10)				その他の期間	0	その他の期間	0
アメリカ		1.0685	-0.0089	-0.0113	0.3708	-0.0133	0.93	1.90	0.0048	1960-76	1	1984-85	1
		(4.01)	(-2.39)	(-2.67)	(13.13)	(-14.06)				その他の期間	0	その他の期間	0
西ドイツ		0.9681	-0.0067	0.0101	0.2768	-0.0117	0.97	1.68	0.0033	1973-77	1	1980	1
		(4.31)	(-3.56)	(2.82)	(16.32)	(-21.00)				その他の期間	0	その他の期間	0
イギリス		-0.7682	0.0231	—	0.4622	-0.0142	0.94	1.87	0.0070	1980	1	—	—
		(-1.46)	(3.10)		(10.25)	(-13.66)				その他の期間	0		
フランス		2.2872	0.0039	—	0.1727	-0.0108	0.99	2.01	0.0016	1966, 74, 83	1	—	—
		(26.68)	(5.51)		(27.46)	(-40.04)				その他の期間	0		
イタリア		2.6358	0.0128	0.0118	0.1657	-0.0075	0.91	1.72	0.0045	1960-65	1	1975	1
		(8.61)	(2.57)	(2.53)	(6.40)	(-9.16)				その他の期間	0	その他の期間	0

[注] 計測期間は日本、アメリカが1960-85年、それ以外の国は1960-83年である。D1, D2はダミー変数で各国で異なる。その詳細は末列に記載されている。そして、Qは日本、アメリカ、西ドイツが実質GNP、それ以外の国は実質GDPを表わしている。Tはトレンド変数である。R²は自由度修正係数、DWはダービン・ワトソン比、Sは標準誤差を示している。以下、特に断らないかぎりこの表記法に従うものとする。

$$= (\gamma_1/U^2) \cdot \beta_1 \quad (6)$$

となるからである。ただし、このとき先に述べたように、 $\Delta W/W = \pi$, $-\Delta U \div \Delta L/L$ ($L=100-U$ で、パーセント表示の雇用率をLは表わすものとする)が仮定されている。したがって、我々が計測しようとする総供給曲線の勾配は、供給サイドにおいて産出量1%の変化を引き起こすのに必要とされるインフレ率の変化を意味することになる。

III. オークン係数の計測とその要因分解⁵⁾

本節ではIIの(5)式を用いて、まず日本を含めた6ヶ国のオークン係数を計測する。ついでOkun[1962, 1973]とMairesse[1984]の示した方法に基づくオークン係数の要因分解と、労働需給アプローチにもとづくオークン係数の解釈を試みる。

III-1 オークン係数の計測

計測期間は必要なすべてのデータが各国共通してそろそろ1960年以降である(特に断らない限り、日本・アメリカが1960-85、それ以外の国は1960

-83年である)。使用データはすべて年次データで、データ・ソースに関しては論文末尾に一括して記載している。オークン係数の計測に際しては、構造変化を抽出するダミー変数を各国ごとに用いた。オークン係数の計測結果と各国ごとに異なって用いたダミー変数のリストは、表1に要約されている。ダミー変数を用いることによって各国のオークン係数の逆数は、すべて有意に計測されている。また、自由度修正係数、ダービン・ワトソン比ともに良好な計測結果を示している。用いられたダミー変数から、60年代前半の高成長期への転換時点、石油危機後の低成長期に、各国の失業率とGNPとの関係に構造変化の生じていることがよみとれる。

log Qの係数 β_1 の逆数であるオークン係数は、

表2 オークン係数と潜在成長率

国	変数	オークン係数	潜在成長率(%)
日 本		36.90	9.2
アメリカ		2.69	3.5
西ドイツ		3.61	4.2
イギリス		2.16	3.0
フランス		5.79	6.2
イタリア		6.03	4.5

5) 期間を区切った場合の日本経済のオークン係数の要因分解に関しては、Hamada and Kurosaka[1984]をみられたい。

表2に計算されている。表2には潜在成長率の値もあわせて計算されている。表2より日本のオークン係数は、他の諸国の6~17倍の大きさであることがわかる。フランス・イタリア、アメリカ・西ドイツ・イギリスはそれぞれオークン係数の値が似通っていることがよみとれる。イタリアとフランスの順位は入れかわるが、オークン係数の高い国ほど潜在成長率の値が大きいことも理解できる。

III-2 オークン係数の要因分解

常識的に考えれば失業率1%の変化によって雇用量が1%変動し、それに伴って産出量が1%変動する。ところがIII-1でみたように、各国のオークン係数はいずれも1より大きく計測されている。失業率が変化するプロセスで、労働供給、労働時間、労働生産性も同時に変化するからである。Hを平均労働時間(1人当り)、 μ をマン・アワーで測った労働生産性、 L_E を雇用量とすると、産出量の変化は、

$$\Delta Q/Q = \Delta L_E/L_E + \Delta H/H + \Delta \mu/\mu \quad (7)$$

に分解される。ここでは固定係数型の生産関数が前提とされている。次に失業率の定義より、

$$U = 100 \cdot (L_S - L_E) / L_S \quad (8)$$

が成立する。 L_S は労働供給を意味している。(8)式の差分をとると、

$$\Delta U = 100 \{ \Delta L_S / L_S - (L_E / L_S) \cdot (\Delta L_E / L_E) \} \quad (9)$$

が得られる。(9)式を(7)式に代入して整理すると、最終的に、

$$\Delta Q/Q = -[1/\{(L_E/L_S) \cdot 100\}] \Delta U + \Delta L_S/L_S + \Delta H/H + \Delta \mu/\mu \quad (10)$$

を導くことができる。産出量の変化は失業率、労働供給、労働時間、労働生産性の4つの要因の変化に分解される。(10)式はOkunが示した要因分解法である。

各国の平均雇用率を計算すれば、失業率1%の変化が他の諸条件を一定としたときに産出量を変化させるかを示す(10)式の第1項が計算できる。計測期間における各国の平均失業率は、1.70%(日本)、6.10%(アメリカ)、2.30%(西ドイツ)、3.13%(イギリス)、3.42%(フランス)、6.19%(イ

タリア)である。したがって、失業率1%の変化がGNPに及ぼす直接効果は、1.01%(日本)、1.06%(アメリカ)、1.02%(西ドイツ)、1.03%(イギリス)、1.03%(フランス)、1.06%(イタリア)となる。

次に、労働供給がGNPに及ぼす効果を分析してみよう。失業率の低下は、雇用機会が増加して仕事を探しやすくなるので労働供給が増加する就業意欲創出効果と、世帯主の収入の増加によって付加的労働力の供給が減少する効果をとめない、2つの合成された効果が結果としてあらわれる。そこで、(11)式による計測を行なって失業率の変動が労働供給に及ぼす効果を検討してみよう。

$$R = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{U} + \alpha_2 T + \alpha_2 T^2 \quad (11)$$

ここで、Rはパーセント表示の男女計の総労働力率を表わしている。計測に際しては、労働力率と失業率の相互効果を考慮して2段階最小2乗法を用いて推定を行なった⁶⁾。 \hat{U} は操作変数を用いて通常の最小2乗法で推定された失業率を意味している。構造変化を抽出するダミー変数を用いて推定を行なった。表3には計測結果、ダミー変数、操作変数のリストが記載されている。

失業率の係数のパラメーターの符号をみると、イタリアを除いてすべての国ではマイナスとなっている。すなわち、イタリアでは付加的労働力効果が検出されるが、他の国ではすべて就業意欲創出効果が検出されることが表3よりよみとれる。就業意欲創出効果を大きさの順序に並べると、日本、イギリス、フランス、西ドイツ、アメリカの順序になる。オークン係数のうちで労働供給効果に帰せられる大きさを、2.51(日本)、0.16(アメリカ)、0.35(西ドイツ)、0.54(イギリス)、0.44(フランス)、-1.13(イタリア)とみなすことにする。

第3に、労働時間の変動を分析してみよう。労働時間の変動をGNPとタイム・トレンドを用いて説明することを試みる。通常の最小2乗法を用いて(12)式によって計測を行なう。

$$\log H = \phi_0 + \phi_1 \log Q + \phi_2 T \quad (12)$$

(12)式の計測に際しては、各国ごとに異なる構造

6) 労働力率関数の推定に際して2段階最小2乗法を用いることを示唆されたのは、石川経夫(東京大学)氏である。御教示に感謝したい。

表3 労働力率関数の計測

国	変数	定数項	D1	D2	\hat{U}	T	D1・T	T ²	\bar{R}^2	DW	\bar{S}
日 本		75.3356 (73.21)	-1.3919 (-4.88)	1.1044 (2.94)	-2.5193 (-4.00)	-0.9835 (-13.96)	—	0.0312 (9.06)	0.97	1.98	0.2856
アメリカ		62.3636 (63.14)	-1.2070 (-5.30)	—	-0.1667 (-2.25)	-0.4228 (-4.90)	—	0.0179 (7.53)	0.98	1.73	0.2816
西ドイツ		72.4141 (462.93)	-0.5560 (-6.42)	—	-0.3590 (-10.14)	-0.1376 (-12.16)	—	—	0.98	2.18	0.1773
イギリス		72.7566 (264.67)	0.6840 (4.05)	—	-0.5416 (-13.15)	-0.0971 (-2.91)	—	0.0165 (10.18)	0.92	1.72	0.1935
フランス		66.4883 (257.84)	1.5036 (3.24)	1.9708 (5.58)	-0.4412 (-4.73)	0.1996 (5.17)	—	—	0.73	1.84	0.3769
イタリア		56.0968 (51.04)	13.5985 (5.72)	—	1.1306 (5.53)	-0.1787 (-4.56)	-0.9542 (-4.85)	—	0.92	1.85	0.7249

国	変数	D1		D2		操 作 変 数					
日 本	1960-66	1	1978	1	実質公的総固定資本形成, T, T ²	ダミー変数1	1960-70	1	その他の期間	0	
	その他の期間	0	その他の期間	0		ダミー変数2	1978	1	"	0	
アメリカ	1981-83	1	—	—	実質政府支出, 実質輸出, T, T ²	ダミー変数	1960-73	1	"	0	
	1984-85	2				—					
	その他の期間	0				—					
西ドイツ	1967-68, 76-77	1	—	—	実質政府支出, T ²	ダミー変数1	1975	1	その他の期間	0	
	1975	-1				—					
	その他の期間	0				ダミー変数2	1980	1	"	0	
イギリス	1960-69	1	—	—	実質政府支出, 実質輸出, T	—					
	その他の期間	0				—					
フランス	1960	1	1960-62	1	実質政府支出, T, T ²	ダミー変数	1960-67	1	その他の期間	0	
	その他の期間	0	その他の期間	0		—					
イタリア	1960-61	1	—	—	実質政府支出, T ²	ダミー変数1	1963	1	その他の期間	0	
	1962-64	2				—					
	その他の期間	0				"	2	1960-64	1	"	0

〔注〕 計測期間は日本, アメリカが1960-85年, それ以外の国は1960-83年である。各国のダミー変数の詳細と操作変数のリストは別表に記載されている。 \hat{U} は操作変数を用いて推定された失業率, T²は2次のトレンドを示している。

変化を仮定した。労働時間関数の計測結果は表4に要約されている。表6より日本と西ドイツに関しては, 石油危機をはさんで労働時間のGNP弾性値に構造変化が認められる。両国とも石油危機後に労働時間のGNP弾性値は上昇している。他国の労働時間のGNP弾性値は, 0.05(イタリア)から0.24(イギリス)の間に分布している。オークン係数のうちの労働時間の変動に帰せられる割合を, オークン係数と労働時間のGNP弾性値の積によって計算する。失業率1%の変化によって

GNPはオークン係数の値に等しい大きさだけ変化し, 労働時間はGNP弾性値とGNPの変化率の積だけ変化するからである。労働時間によって説明されるオークン係数の大きさは, 8.11(1960-72, 日本), 29.52(1973-85, 日本), 0.37(アメリカ), 0.86(1960-72, 西ドイツ), 2.38(1973-83, 西ドイツ), 0.51(イギリス), 0.92(フランス), 0.30(イタリア)となる。

労働生産性の効果は, 労働供給・労働時間によって説明しきれないオークン係数の残差として定

表4 労働時間関数の計測

国	変数 定数項	D1	D2	log Q	D2· log Q	T	\bar{R}^2	DW	S	D1		D2			
日本	5.6085 (12.33)	0.0103 (4.15)	-6.9611 (-9.68)	0.2276 (5.07)	0.5743 (9.61)	-0.0307 (-7.31)	0.98	1.93	0.0071	1960, 67-68	1	1973-85	1		
												1962-66	-1		
												その他の期間	0	その他の期間	0
アメリカ	6.2487 (42.10)	0.0120 (6.69)	0.0085 (4.04)	0.1445 (9.22)	—	-0.0093 (-18.04)	0.99	2.09	0.0029	1963-66	1	1982-85	1		
												その他の期間	0	その他の期間	0
西ドイツ	4.4982 (6.47)	-5.8775 (-7.31)	-0.0184 (-4.02)	0.2427 (4.59)	0.4174 (7.29)	-0.0158 (-7.16)	0.95	1.83	0.0077	1962-67	1	1973-83	1		
												その他の期間	0	その他の期間	0
イギリス	4.8752 (4.40)	0.0121 (2.92)	0.0286 (4.13)	0.2467 (2.59)	—	-0.0123 (-4.69)	0.94	2.02	0.0081	1969	1	1977-80	1		
												1966, 70-71	-1	1981-83	2
												その他の期間	0	その他の期間	0
フランス	5.4893 (18.50)	-0.0317 (-7.29)	0.0107 (4.99)	0.1678 (7.69)	—	-0.0129 (-12.48)	0.99	1.85	0.0053	1974-83	1	1966, 68-69	1		
												その他の期間	0	1960, 72-73	-1
イタリア	7.0059 (27.92)	0.0166 (7.93)	—	0.0559 (2.58)	—	-0.0059 (-6.54)	0.96	1.79	0.0045	1979	-1				
												1980-81	1		
												1982-83	2		
												その他の期間	0		

[注] 計測期間は日本、アメリカが1960-85年、それ以外の国は1960-83年である。各国のダミー変数の詳細は末列に記載されている。

養する。残差としての労働生産性の効果は、上で述べた他の効果とともに表5に要約されている。表5より日本の労働生産性効果は1960-72年の期間では圧倒的に大きい、1973-85年の期間では労働時間の効果の増大のために急激に減少している。いいかえると、日本経済においては石油危機以前の高成長期には過剰雇用の存在が大きく、石油危機以後は過剰雇用が大幅に減少している。高成長期には一時的な需要の落ち込みが生じて、労働保蔵によって需要の回復に対処しようとした。また、労働市場が逼迫していた高成長期には解雇という手段を用いて不況に対処することは、来たるべき景気の回復期における熟練労働者の採用の困難さを考慮すれば高くつくことになった。低成長期においては以上と逆の事態が生じたといえよう。そして、労働時間の調整によって需要の変動に対処する方が企業にとってはより profitable となったといえるかもしれない。

西ドイツ経済においても、労働生産性効果は石油危機後に低下し、マイナスになっている。西ド

イツ経済も石油危機後は労働時間の調整によって需要変動に対処しようとしていることがうかがえる。

アメリカ、イギリス、フランスにおける労働生産性の効果によって説明されるオーケン係数の比率は、0.40(≐1.1/2.69), 0.03(≐0.08/2.16), 0.58(≐3.40/5.79)である。この比率の順位は、表2の潜在成長率の順序と等しい。いいかえると、成長

表5 オーケン係数の要因分解

国	計測期間	効果				オーケン係数
		直接効果	労働供給	労働時間	労働生産性	
日本	1960-72	1.01	2.51	8.11	25.27	36.9
	1973-85			29.52	3.86	
アメリカ	1960-85	1.06	0.16	0.37	1.10	2.69
西ドイツ	1960-72	1.02	0.35	0.86	1.38	3.61
	1973-83			2.38	-0.14	
イギリス	1960-83	1.03	0.54	0.51	0.08	2.16
フランス	1960-83	1.03	0.44	0.92	3.40	5.79
イタリア	1960-83	1.06	-1.13	0.30	5.80	6.03

表 7

国	変数	定数項	D1	D2
日 本		-4.0566	-2.9238	—
		(-1.83)	(-3.60)	
アメリカ		1.5848	-3.0554	-2.2439
		(1.56)	(-5.10)	(-2.31)
西ドイツ		0.1030	3.1413	—
		(0.07)	(2.46)	
イギリス		6.9455	-11.8359	-7.5222
		(2.11)	(-3.79)	(-1.66)
フランス		6.8522	6.7292	—
		(2.24)	(2.20)	
イタリア		-7.9859	-9.2462	11.1381
		(-1.94)	(-4.80)	(3.51)

[注] 計測期間はフランスだけが1960-84年で、

余力のある経済ほど労働生産性効果が大きいと解釈できるかもしれない。もっとも、これら3国において雇用調整がどのように行なわれていて、労働保蔵の実態がどのようなものになっているかを詳しく検討して、このような解釈が妥当であるかどうかをみきわめる必要がある。

イタリア経済は一番特異な行動パターンを示している。労働供給において付加的労働力効果が強いために、失業率の低下は労働供給の減少を促して産出量の低下につながる。また、労働時間の効果も絶対水準としては6ヶ国のなかで一番小さい。そこで、オークン係数の説明要因はほとんど労働生産性効果ということになる。イタリア経済における労働供給と雇用調整に関しては、よりたごった検討をおこなうことがもとめられる。

III-3 労働供給アプローチにもとづくオークン係数の解釈

Mairesse[1984]はオークン係数の要因分解を労働需要・労働供給関数の枠組にもとづいて解釈することを提唱した。

$$\Delta L_E/L_E = a \Delta Q/Q \quad (13)$$

a は労働需要のGNP弾力性である。(12)式より労働時間のGNP弾力性は、

$$\Delta H/H = \phi_1 \Delta Q/Q \quad (14)$$

となる。そして、 $\Delta \tilde{L}/\tilde{L} = -(\Delta U/100)(\tilde{L}$ は小数点表示の雇用率)を仮定すると労働供給関数は(11)式より、

$$\Delta L_S/L_S = |\alpha_1| \Delta \tilde{L}/\tilde{L} = \alpha_1 (\Delta U/100) \quad (15)$$

となる。ここで、労働供給と労働力率を同一視している。(7)式より労働生産性の変化率は、

$$\Delta \mu/\mu = \Delta Q/Q - \Delta L_E/L_E - \Delta H/H \quad (16)$$

となる。そして、雇用率の変化率は、

$$\Delta \tilde{L}/\tilde{L} = \Delta L_E/L_E - \Delta L_S/L_S \quad (17)$$

となる。(16)式と(17)式に(13)、(14)、(15)式を代入して整理すると、

$$\Delta \mu/\mu = (1 - a - \phi_1) \Delta Q/Q \quad (16)'$$

$$\Delta L_S/L_S = [a|\alpha_1|/(1 + |\alpha_1|)] \cdot \Delta Q/Q \quad (17)'$$

が得られる。また、(5)式から、

$$\Delta \tilde{L}/\tilde{L} = \beta_1 \Delta Q/Q \quad (18)$$

となる。したがって、オークン係数 $1/\beta_1$ は、(13)、(17)、(18)式より、

$$1/\beta_1 = (1 + |\alpha_1|)/a \quad (19)$$

となる。したがって、 β_1 と α_1 の推定値を代入してやれば、労働需要の弾力性が計算できることになる。

我々が先に試みたオークン係数の要因分解との対応関係を検討してみよう。

$$\begin{aligned} & (\Delta H/H) / (-\Delta U/100) \\ &= \{(\Delta H/H) / (\Delta Q/Q)\} \cdot \{(\Delta Q/Q) / (-\Delta U/100)\} \\ &= \{\phi_1(1 + |\alpha_1|)\} / a \quad (20) \\ & (\Delta \mu/\mu) / (-\Delta U/100) \\ &= \{(\Delta \mu/\mu) / (\Delta Q/Q)\} \cdot \{(\Delta Q/Q) / (-\Delta U/100)\} \\ &= \{(1 - a - \phi_1)(1 + |\alpha_1|)\} / a \quad (21) \end{aligned}$$

が、(14)、(16)'、(19)式から得られる。したがって、

表 6 労働需要・労働供給の弾力性

国	日 本	アメリ カ	西ドイツ	イギ リス	フラ ンス	イタ リア		
弾力性								
労働需要	0.09	0.43	0.37	0.71	0.24	-0.02		
労働時間	0.22 (60-72)	0.80 (73-85)	0.14	0.24 (60-72)	0.66 (73-83)	0.24	0.16	0.05
労働供給	2.51	0.16	0.35	0.54	0.44	-1.13		
労働 生産性	0.69 (60-72)	0.11 (73-85)	0.43	0.39 (60-72)	-0.03 (73-85)	0.05	0.60	0.97

フィリップス曲線の計測

D3	1/U	D1・1/U	π_{-1}	\bar{R}^2	DW	\bar{S}	D1		D2		D3	
—	22.0862 (7.72)	—	0.3009 (2.68)	0.82	1.70	2.3463	1964-69	1	—	—	—	—
							1971-75	-1				
							1981-84	1				
							その他の期間	0				
-3.3009 (-3.46)	22.7373 (4.63)	—	0.2188 (2.98)	0.78	1.94	0.8895	1960-70	1	1967	1	1985	1
—	5.7878 (5.77)	—	0.9545 (3.59)	0.62	1.43	1.8970	1960-62	1	—	—	—	—
							その他の期間	0				
—	19.3844 (2.63)	—	0.2422 (1.24)	0.53	1.57	3.9905	1960-69	1	1985	1	—	—
							その他の期間	0	その他の期間	0		
—	32.8321 (3.32)	-39.5339 (-3.87)	0.1009 (0.60)	0.71	1.33	2.2649	1960-73	1	—	—	—	—
							その他の期間	0				
—	150.4892 (6.55)	—	0.4912 (3.50)	0.85	1.71	2.9083	1960-69	1	1973	1	—	—
							その他の期間	0	その他の期間	0		

他の国はすべて1960-85年である。

先に試みたオークン係数の要因分解は、

$$\frac{1}{\beta_1} = (1 + \varepsilon) + \alpha_1 + \{\phi_1(1 + |\alpha_1|)\} / a + \{(1 - a - \phi_1)(1 + |\alpha_1|)\} / a \quad (22)$$

という関係で整理できる。 ε は直接効果のうちで1を上回る部分である。 α_1 が労働供給効果、 $\{\phi_1(1 + |\alpha_1|)\} / a$ が労働時間効果、 $\{(1 - a - \phi_1)(1 + |\alpha_1|)\} / a$ が労働生産性効果をそれぞれ表わしている。

Mairesseの導いた労働需要のGNP弾力性を(19)式を用いて計算し、それにもとづいて労働生産性のGNP弾力性を(16)'式によって算出した値が、労働時間と労働供給の弾力性の値とともに表6に要約されている。表6よりイタリアを除いてオークン係数の値の小さい経済ほど労働需要のGNP弾力性が大きいことがわかる。(19)式において労働供給の弾力性を一定とすれば、このような結果が得られるのは当然である。いいかえると労働供給の弾力性は、オークン係数の大きさの順位と労働需要の弾力性の大きさの順位の間を崩すような大きさになっていないことがわかる。次に、労働生産性のGNP弾力性をみてみると、日本の値は石油危機前においてもそれ程きわだって大きいものとはいえないことがわかる。オークン

係数の大きさを考慮すると、アメリカやフランスの労働生産性の弾力性の値は相対的に大きいことがわかる。

イタリアは付加的労働力効果が検出されているために、他の諸国と比較して特異なパターンが示されている。労働需要の弾力性にいたってはマイナスとなっている。GNPの変動は労働需要にほとんど影響しないといえよう。イタリアのGNPの変動はほとんど労働生産性の変動によって吸収されていることが表6よりよみとれる。もっとも、Mairesseの示した分析方法は、 $\alpha_1 < 0$ のケースを対象としているので、 $\alpha_1 > 0$ となるイタリア経済へ適用することはふさわしくないかもしれない。

最後に、日本経済の労働供給の弾力性は他の諸国(イタリアを除く)と比較してきわだって大きい就業意欲創出効果を示していることは注目に値する。失業率と同方向に動く労働力率の変動は、失業率の振幅を小さくしオークン係数を大きくすることに、日本経済では他国に比較して大きく貢献しているのである⁷⁾。

7) 日本経済においてこのように大きな就業意欲創出効果は、景気循環のプロセスで労働力と非労働力との間を移動する縁辺労働力の存在によってになられて

IV. フィリップス曲線の計測

IIの(4)式にもとづいて6ヶ国のフィリップス曲線を計測した結果が、表7に要約されている。期待インフレ率として1期前の消費者物価上昇率(π_{-1})が用いられている。推定に際しては各国ごとに異なるダミー変数を使用して、構造変化を検出した。失業率が賃金に及ぼす影響はすべての国で有意に推定されている。ただし、フランスでは1960-73年の期間において右上りのフィリップス曲線が検出されている。フランスの賃金データと失業率データとをプロットしてみると、1960-73年の期間では正の相関が認められる。右上りのフィリップス曲線が検出されたのは、このような事実を反映している。そして、失業率の係数パラメーターをみると、西ドイツが一番小さくイタリアが一番大きいことがわかる。日本の失業率パラメーターは中位にあり、アメリカの値とほぼ等しくなっている。

次に、期待インフレ率の係数をみるとイギリスとフランスの値は有意に推定されていない。有意に推定されている期待インフレ率の係数パラメーターのなかでは、西ドイツが一番大きくアメリカが一番小さくなっている。日本の値はイタリアについて3番目である。

V. 総供給曲線の勾配の国際比較

本節では、IIIとIVの計測結果をふまえて総供給曲線の勾配の国際比較を試みる。

IVにおいてフィリップス曲線を計測したが、フィリップス曲線の勾配を計算するためには、IIの(6)式で明らかにしたように、失業率の係数パラメーターを失業率の2乗で割る必要がある。フィリップス曲線の非線型性のために、失業率が異なればフィリップス曲線の勾配が異なるからである、そこで本稿では、フィリップス曲線の勾配として

きた。縁辺労働力の中心は女子労働力であった。この点については、梅村[1971]第1章11を参照されたい。ただし、最近では景気後退下でも女子労働力の非労働力化が行なわれにくくなり、女性労働力の縁辺的性格が薄れてきつつある。

表8 総供給曲線の勾配

国	変数	フィリップス曲線の勾配	オークン係数の逆数	総供給曲線の勾配
日本		7.6422	0.0271	0.2071
アメリカ		0.6110	0.3708	0.2265
西ドイツ		1.0941	0.2768	0.3028
イギリス		1.9800	0.4622	0.9151
フランス		-2.0456(60-73)	0.1727	-0.3532(60-73)
		2.8070(74-84)		0.4847(74-84)
イタリア		3.9275	0.1657	0.6507

計測期間における平均失業率で評価したものを採用する。その結果が表8の第1列に要約されている。それらの結果よりフィリップス曲線の勾配は、日本が一番大きいことがわかる。フィリップス曲線における失業率の係数パラメーターの値はそれほど日本経済においては大きいとはいえなかったが、平均失業率が小さいためにフィリップス曲線の勾配が大きくなるのである。したがって、他の条件を一定とすると日本経済の自律回復力は高く、総供給曲線の勾配は大きいといえよう。この点はフィリップス曲線の失業率パラメーターの値が日本と比べて大差なかったアメリカのフィリップス曲線をその勾配で見ると、一番小さくなるのと対照的である。

総供給曲線の勾配はIIの(6)式より、フィリップス曲線の勾配とオークン係数の逆数の積となる。そこで両者の積が、表8の第3列に記されている。それをみると、日本の総供給曲線の勾配はアメリカのそれをやや下回って、一番緩やかなものであることがわかる。すなわち、日本経済においてはフィリップス曲線の勾配も大きい、オークン係数の値も同時に大きいため総供給曲線の勾配はかえって小さくなるのである。したがって、フィリップス曲線の勾配のみによって総供給曲線の勾配を論じることができるのは、オークン係数の大きさが各国でそれほど異ならないときのみである。総供給曲線の勾配を緩やかな順序に並べると、日本、アメリカ、西ドイツ、フランス(1974-84年)、イタリア、イギリスの順序になる。

総供給曲線の勾配を論じるときに、フィリップ

ス曲線の勾配だけではなく、オークン係数の大きさも考慮に入れて論じることの重要性が以上で明らかになったといえよう。そして、その結果供給サイドから GNP 1% の増加を刺激するためには 6 ヶ国においては約 0.2~0.91% のインフレ率の上昇が必要となることが導かれた。

VI. 代替的な総供給曲線の勾配の計測

名目総需要の変化が産出量と物価の変化にどのように分割されて吸収されるかを計量的に分析することによって、総供給曲線の勾配に関する含みを論じたのは、藤野 [1979, 1980] 氏、経済企画庁 [1983], 中村 [1984] 氏の研究である。より具体的には、名目 GNP(GDP) が変化するとき、実質 GNP(GDP) と GNP(GDP) デフレーターがどのように変動するかを計測することによって、総供

表9 名目 GNP・名目 GDP の分割分析

国	説明変数		定数項	log Y	\bar{R}^2	DW	S
	被説明変数						
日本	log Q	6.0945 (38.95)	0.5113 (37.42)	0.98	0.18	0.0659	
	log P	-1.4894 (-9.52)	0.4886 (35.77)	0.98	0.18	0.0659	
アメリカ	log Q	5.3032 (47.84)	0.3538 (23.12)	0.95	0.30	0.0507	
	log P	-0.8456 (-7.58)	0.6678 (43.36)	0.98	0.18	0.0510	
西ドイツ	log Q	8.1748 (47.93)	0.4248 (33.74)	0.97	0.23	0.0334	
	log P	-3.5696 (-20.93)	0.5751 (45.67)	0.98	0.23	0.0334	
イギリス	log Q	10.0874 (62.23)	0.1859 (12.90)	0.87	0.20	0.0566	
	log P	-5.4822 (-33.82)	0.8140 (56.48)	0.99	0.20	0.0566	
フランス	log Q	9.4579 (36.40)	0.3645 (19.42)	0.94	0.10	0.0728	
	log P	-4.8528 (-18.68)	0.6354 (33.85)	0.98	0.10	0.0728	
イタリア	log Q	9.3713 (39.70)	0.2655 (12.89)	0.87	0.12	0.0964	
	log P	-4.7661 (-20.19)	0.7344 (35.66)	0.98	0.12	0.0964	

[注] 計測期間はすべて 1960-85 年である。日本、アメリカ、西ドイツの Q は実質 GNP、他の国の Q は実質 GDP をデータに用いている。したがって、デフレーター P も日本、アメリカ、西ドイツが GNP デフレーター、それ以外の国は GDP デフレーターを表わしている。

給曲線の勾配を計測する。(23)式と(24)式によって名目 GNP(GDP) の変動が、実質 GNP(GDP) と GNP(GDP) デフレーターの変動にどのように分割されるかを推定した⁸⁾。

$$\log Q = \theta_0 + \theta_1 Y \quad (23)$$

$$\log P = \tau_0 + \tau_1 Y \quad (24)$$

ここで Y は名目 GNP(GDP), P は GNP(GDP) デフレーターを示している。6 ヶ国に関して行なった推定結果は表 9 に要約されている。名目総需要の変化によって総需要曲線が総供給曲線上を動くとすれば、(23)と(24)式における τ_1/θ_1 が、総供給曲線の勾配を表わすことになる。 $\left(\frac{\Delta P}{P} / \frac{\Delta Y}{Y}\right) \div \left(\frac{\Delta Q}{Q} / \frac{\Delta Y}{Y}\right) = \frac{\Delta P}{P} / \frac{\Delta Q}{Q}$, すなわち GNP(GDP) デフレーターの実質 GNP(GDP) 弾性値だからである。

τ_1/θ_1 の比率を推定パラメーターの値から計算すると、0.9556(日本), 1.3538(西ドイツ), 1.7432(フランス), 1.887(アメリカ), 2.766(イタリア), 4.378(イギリス)となる。このような総供給曲線の勾配の ranking は、表 8 の総供給曲線の勾配の順序と似通っている。西ドイツ、アメリカ、フランスの順位がわずかに変動している。フランスを除けば、表 8 と表 9 の結果は西ドイツとアメリカの順位が入れかわっているだけになる。どちらの結果も日本の総供給曲線の勾配が国際的にみて、一番緩やかという結論を支持している。

VII. 結 語

我々が本稿で示した主要な結論は、日本の総供給曲線の勾配は 6 ヶ国のうちで一番緩やかであるということである。このような結論はフィリップス曲線の勾配のみにもとづいて(あるいはそのみを強調して)、総供給曲線の勾配を論じることはミス・リーディングであることを示している。失業率と GNP(GDP) との間の経験的關係であるオークン係数は、フィリップス曲線の勾配から決定される総供給曲線の勾配の順位を逆転させる程の差異が国際間に存在することを本稿は明らかにした。

また、オークン係数の要因分解、オークン係数

8) 筆者の 1 人も黒坂 [1986] において、日本とアメリカに関する同様の分析を行なった。

データ・ソース

国	統計データ	名目 GNP (GDP)・実質 GNP (GDP)・GNP (GDP)デフレーター・実質公的総固定資本形成(実質政府最終消費支出)・実質輸出	失業率・賃金・労働時間・労働力率	消費者物価指数
日本		『国民経済計算年報』(1976, 86年)	『国民経済計算年報』『労働力調査報告』	『日本経済を中心とする国際比較統計』(1986年, 日本銀行)
アメリカ		『大統領経済報告』(1986年)	『大統領経済報告』	『大統領経済報告』
西ドイツ		<i>National Accounts</i> (1980, 84年)	『日本経済を中心とする国際比較統計』(1965, 66, 68, 75, 81, 86年) <i>Labor Force Statistics</i> (1971, 86年)	『日本経済を中心とする国際比較統計』
イギリス		<i>National Accounts</i>	『日本経済を中心とする国際比較統計』 <i>Labor Force Statistics</i>	『日本経済を中心とする国際比較統計』
フランス		<i>National Accounts</i>	『日本経済を中心とする国際比較統計』 <i>Labor Force Statistics</i>	『日本経済を中心とする国際比較統計』
イタリア		<i>National Accounts</i>	『日本経済を中心とする国際比較統計』 <i>Labor Force Statistics, Economica</i> [Vol. 53, No. 210 Supplement (1986年)]	『日本経済を中心とする国際比較統計』

の労働需給アプローチからみた解釈も詳細に本稿では行なった。それらによると、日本経済の特色は、労働需要の GNP 弾力性の小さいことと労働供給の就業意欲創出効果が著しく大きいことである。今後さらに総供給曲線の形状に関する国際比較分析が行なわれることが、大いに望まれる。

(武蔵大学・経済企画庁)

引用文献

[1] Dornbusch, R., and S. Fischer [1978] *Macro-*

economics, 1st ed., New York et al.; McGraw-Hill.

[2] 藤野正三郎 [1979] 「日本経済とケインズ政策の有効性」『季刊現代経済』 Vol. 36 (Autumn) 日本経済新聞社, pp. 102-117.

[3] — [1980] 「ケインズ政策の有効性」荒憲治郎・伊藤善市・倉林義正・佐藤隆三・宮沢健一編『戦後経済政策論の争点』第10章, 勁草書房, pp. 159-175.

[4] Grubb, D., Jackman, R., and R. Layard [1983] "Wage Rigidity and Unemployment in OECD Countries," *European Economic Review*, Vol. 21, No. 1/2 (March/April), pp. 11-39.

[5] Hamada, K., and Y. Kurosaka [1984] "The Relationship between Production and Unemployment in Japan: Okun's Law in Comparative Perspective," *European Economic Review*, Vol. 25, No. 1 (June), pp. 71-91.

[6] 経済企画庁 [1983] 『昭和 58 年版日本経済の現況——景気回復の遅れと均衡回復への道』経済企画庁調査局編, 大蔵省印刷局。

[7] 黒坂佳央 [1986] 「マクロ経済学と財政政策——日米比較分析」『武蔵大学論集』第34巻第1号(8月), 武蔵大学経済学会, pp. 25-63.

[8] Mairesse, J. [1984] "Comments 'The Relationship between Production and Unemployment in Japan: Okun's Law in Comparative Perspective' by K. Hamada and Y. Kurosaka," *European Economic Review*, Vol. 25, No. 1 (June), pp. 99-105.

[9] 中村二郎 [1984] 「マクロ経済政策と雇用・失業」小池和男編『現代の失業』第7章, 同文館, pp. 175-200.

[10] 中谷巖 [1982] 『マクロ経済学入門』日経文庫 524, 日本経済新聞社。

[11] Okun, A. M. [1962] "Potential GNP: Its Measurement and Significance," *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association*, pp. 98-104. reprinted in Okun's *The Political Economy of Prosperity*, Washington D. C.; The Brookings Institution (1970), pp. 132-145.

[12] — [1973] "Upward Mobility in a High-pressure Economy," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 4, No. 1, pp. 207-261.

[13] 島田晴雄・細川豊秋・清家篤 [1982] 「賃金および雇用調整過程の分析」『経済分析』第84号(3月), 大蔵省印刷局, 経済企画庁経済研究所。

[14] 植田和男・吉川洋 [1984] 「労働市場のマクロ分析」『季刊現代経済』 Vol. 57 (Spring), 日本経済新聞社, pp. 62-77.

[15] 梅村又次 [1971] 『労働力の構造と雇用問題』一橋大学経済研究叢書 23, 岩波書店。

[16] 吉田和男 [1985] 『日本経済の活力と企業行動——企業活動最適化の研究』東洋経済新報社。